

HISTERESE NA TAXA DE DESEMPREGO EM PORTUGAL

João Pereira (*)

1 — Introdução

A taxa natural de desemprego, conceito introduzido na economia por Friedman (1968) e Phelps (1967), foi inicialmente vista como um parâmetro das economias (Phelps, 1994, p. 1), relativamente estável mas não imutável, independente da taxa de inflação e da trajectória da taxa de desemprego. Esta visão vigorou fundamentalmente até meio da década de oitenta.

Desde meados da década de setenta tem-se assistido a um aparente permanente aumento da taxa de desemprego na UE, sem que ao nível empírico se tenha conseguido encontrar algum factor ou conjunto de factores, determinantes da *NAIRU* ⁽¹⁾, conceito operacional da taxa natural de desemprego, que possa(m) racionalizar de forma satisfatória o aumento do desemprego (Bean, 1994; Elmeskov, 1993). É neste contexto que começou a ganhar força, principalmente desde meados da década de 80, a hipótese da *NAIRU* depender da trajectória da taxa de desemprego (Phelps, 1972; Hargreaves, 1980; Blanchard e Summers, 1986).

O efeito do desemprego passado na *NAIRU* pode ser temporário ou permanente. Se é permanente, a *NAIRU* passa a variar com a taxa de desemprego (situação de histerese pura). Quando é temporário, continua a haver uma única *NAIRU* de longo prazo. Neste caso diz-se que estamos perante uma situação de histerese parcial ou persistência. Embora este tipo de dinâmica seja habitualmente designado por histerese, a verdade é que tal dinâmica não corresponde com exactidão às características do conceito de histerese utilizado na Física de onde o termo é oriundo (v., por exemplo, Amable *et al.*, 1995).

Ao nível de estudos empíricos existe alguma evidência que aponta para a existência de efeitos de histerese no desemprego (Bean, 1994; Mitchell, 1993; Pereira, 1996, onde existe um *survey* desta literatura).

O objectivo deste trabalho é efectuar alguns testes para averiguar da existência de efeitos de histerese na taxa de desemprego portuguesa. No ponto 2 definimos histerese e analisamos algumas das suas implicações. Seguidamente efectuamos os habituais testes de raízes unitárias Dickey-Fuller e testes de raízes para séries com quebras de estrutura, uma vez que existe uma quebra de estrutura na taxa de desemprego Portuguesa em 1975. Estes testes permitem averiguar o efeito de choques macroeconómicos temporários na *NAIRU*. Quando esses choques afectam de forma permanente a *NAIRU*, a taxa de desemprego segue um processo com raiz unitária, não existindo uma dinâmica intrínseca de convergência para uma *NAIRU* de longo prazo. Se o efeito

(*) Universidade de Évora, Departamento de Economia.

(1) Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment.

de choques é temporário, existe uma *NAIRU* de longo prazo, ainda que, temporariamente, esses choques possam afectar a *NAIRU*. Neste último caso diz-se que a taxa de desemprego é estacionária em tendência. Os testes apontam para a existência de uma raiz unitária na representação autorregressiva da taxa de desemprego. No ponto 5 efectuamos a estimação de uma equação de salários com o objectivo de cruzar o resultados desta estimação com os obtidos com os testes de raízes unitárias, uma vez que estes têm problemas de potência. Os resultados obtidos com a equação de salários não validam a hipótese de raiz unitária na taxa de desemprego, embora indiquem que há efeitos de persistência.

2 — Histerese na nairu

Tradicionalmente a *NAIRU*, o conceito operacional da taxa natural de desemprego, era vista com um parâmetro das economias, determinado pelos factores reais e institucionais que afectam o lado da oferta das economias, estável mas não imutável, e independente da taxa de inflação (princípio da neutralidade da moeda).

O aparente permanente aumento do desemprego na UE desde meados da década de 70, e a ausência de explicações credíveis ao nível dos determinantes da *NAIRU* para explicar este facto (Bean, 1994), fez que surgisse a ideia de a *NAIRU* ser influenciada pela trajectória da taxa de desemprego (Phelps, 1972; Hargreaves, 1980; Blanchard e Summers, 1986).

As implicações da existência de histerese na *NAIRU* são mais facilmente compreendidas através de um modelo simples de curva de Phillips (Gordon, 1989). Vamos então supor uma curva de Phillips expressa da seguinte forma:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha(U_t - U_t^*) \quad (1)$$

onde π é a taxa de inflação, U a taxa de desemprego e U^* é a *NAIRU* determinada por um conjunto de variáveis microeconómicas relevantes, através de uma relação do tipo: $U_t^* = \beta Z_t$, sendo Z_t o vector representativo das referidas variáveis microeconómicas.

A hipótese de histerese na *NAIRU* pressupõe que U_t^* depende também das taxas de desemprego passadas, por exemplo, através de uma relação do tipo:

$$U_t^* = \phi U_{t-1} + \beta Z_t \quad (2)$$

Substituindo a equação (2) na equação (1) obtemos:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha(U_t - \phi U_{t-1}) + \alpha\beta Z_t \quad (3)$$

Quando $\phi = 1$, não existe mais uma única *NAIRU* de equilíbrio determinada pelas variáveis microeconómicas relevantes. Agora a taxa de desemprego de equilíbrio é determinada pela sua própria trajectória ao longo do tempo e diz-se que estamos perante uma situação de *histerese pura* (Katzner, 1993).

Nestas condições, o nosso modelo de curva de Phillips pode ser escrito da seguinte forma:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha \Delta U_t \quad (4)$$

Conclusões extremamente importantes se podem retirar deste resultado:

- Neste caso de histerese pura ($\phi = 1$), desde que $\alpha > 0$, só teremos um situação de equilíbrio de longo prazo ($\pi_t = \pi_{t-1} \wedge U_t = U_{t-1}$) se $\beta = 0$. Portanto, numa situação de histerese pura, a *NAIRU* não tem componente estrutural;
- A taxa de inflação não depende do nível da taxa de desemprego, mas da sua variação;
- Na hipótese de uma única taxa de desemprego de equilíbrio, *NAIRU* ou taxa natural de desemprego, a redução do desemprego abaixo desta taxa implicava uma aceleração contínua da inflação. Existindo histerese pura na taxa de desemprego de equilíbrio, essa aceleração já não é contínua, mas finita, dependendo exclusivamente do parâmetro α . Assim, partindo de uma taxa de inflação inicial, π_0 , a taxa de inflação, π_n , que ocorre após n períodos, é:

$$\pi_n = \pi_0 - \alpha \sum_{i=1}^n \Delta U_i \quad (5)$$

Admitindo a existência não de histerese pura, mas de *histerese parcial ou persistência* (Katzner, 1993), ou seja, $\phi < 1$, continua a haver uma única *NAIRU* de longo prazo dada por $U_t^* = \beta Z_t / (1 - \phi)$.

3 — Dados e metodologia

Os dados da taxa de desemprego são anuais para o período 1964-1994; para as restantes variáveis também são anuais, mas para o período 1964-1991. As variáveis utilizadas, e respectivas abreviaturas, foram as seguintes (para a restante informação sobre as variáveis, v. anexo): *U*: taxa de desemprego; ΔU : variação da taxa de desemprego; *SNM*: salário nominal médio; *LNSNM*: logaritmo natural do *SNM*; *DLNSNM*: primeira diferença do *LNSNM*; *D2LNSNM*: 2.ª diferença do *LNSNM*; *Pc*: deflator do consumo privado (base 1977=1); *LNPC*: logaritmo natural de *Pc*; *DLNPC*: 1.ª diferença do *LNPC*; *D2LNPC*: 2.ª diferença do *LNPC*; *SRM*: salário real médio (deflacionado pelo deflator do consumo privado); *LNSRM*: logaritmo natural do *SRM*; *DLNSRM*: 1.ª diferença do *LNSRM*; *Py*: deflator do PIBpm (base 1977 = 1); *LNPy*: logaritmo natural de *Py*.

Ao longo deste trabalho efectuaremos alguns testes para detectar a existência de efeitos de histerese na taxa de desemprego em Portugal. Os testes são efectuados com a taxa de desemprego, e não com a *NAIRU*, porque esta última não é directamente observável. A nossa análise será efectuada com base nos seguintes elementos:

- Estimação de um modelo ARMA para a taxa de desemprego;

- Testes de raízes unitárias (testes Dickey-Fuller e testes para séries com quebras de estrutura);
- Estimação de uma equação de salários.

Os cálculos computacionais foram efectuados através do programa *Microfit* 3.0, versão 286.

4 — Abordagem univariada

Em termos de modelização econométrica univariada, a hipótese de existência de uma *NAIRU* estrutural (NE) pode ser representada por um processo estocástico estacionário ⁽²⁾ em tendência determinística. A teoria económica não fornece nenhuma indicação, *a priori*, para a forma específica dessa tendência. Contudo, na literatura, a forma mais utilizada para a tendência é a linear (v., por exemplo, Mitchell, 1993, e Brunello, 1990). Admitindo essa especificação teremos que:

$$U_t = a + \beta t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (6)$$

onde t é uma tendência temporal linear e ε_t é uma variável aleatória residual. Uma vez eliminada a parte determinística do processo, $(\alpha + \beta t)$, a variável aleatória, ε_t , é, por definição, estacionária. Neste caso, a taxa de desemprego flutua em torno de uma tendência determinística, sendo as inovações dadas pela variável residual, ε_t , cujo efeito é, por definição, *temporário*. A inclusão da tendência linear pretende captar movimentos da taxa natural. Obviamente, a inclusão desta tendência na equação anterior só faz sentido quando estamos a analisar um período de tempo não muito longo. A muito longo prazo, um século ou várias décadas, tem-se como facto estilizado a taxa de desemprego ser uma variável sem tendência (v. por exemplo, Lindbeck, 1993, pp. 8-9). Assim, e nessa perspectiva, teríamos a taxa de desemprego a flutuar em torno da constante (média da série) que implicitamente representaria a *NAIRU* de longo prazo.

A hipótese de histerese pura (HH), pode representar-se por um processo estocástico com raiz unitária, por exemplo um passeio aleatório:

$$U_t = U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Resolvendo recursivamente aquela equação, podemos obter:

$$U_t = U_0 + \sum \varepsilon_t \quad (8)$$

O termo de erro da equação (8) não é estacionário já que a sua variância é dada por $(t\sigma^2)$. Neste caso, choque temporários têm efeitos permanentes na taxa de desemprego; o mesmo é dizer que a série tem memória longa, mais precisamente, a taxa de desemprego presente retém toda a informação da sua

⁽²⁾ Neste trabalho utiliza-se o conceito de estacionariedade no sentido de estacionariedade em covariância.

trajectória ao longo do tempo, não apresentando uma dinâmica intrínseca de convergência para a sua média (NAIRU). Só a primeira diferença do processo é que é estacionária.

A hipótese de persistência ou histerese parcial é um caso particular da NE, em que o regresso à taxa de equilíbrio de longo prazo será mais ou menos longo, consoante o grau de persistência do desemprego. Na formulação apresentada na equação (2), ϕ é o parâmetro que representa a persistência.

4.1 — Testes de raízes unitárias dickey-fuller

O teste da HH *versus* NE é um teste de raiz unitária à taxa de desemprego (v., por exemplo, Mitchell, *ob.cit.*).

Uma análise preliminar à estacionariedade da série da taxa de desemprego pode ser feita através da função de autocorrelação empírica (FAC). Caso a série seja estacionária, a FAC empírica decairá rapidamente para zero. Se o processo gerador da série não é estacionário, a FAC não decairá. Contudo, em amostras pequenas, é natural que haja algum decaimento da FAC, daí que se torne difícil distinguir um processo não estacionário de processos que rondem a não estacionariedade.

No quadro seguinte encontra-se representada a FAC empírica da taxa de desemprego em Portugal (dados anuais: 1964-1994).

QUADRO 1

Função de autocorrelação empírica da taxa de desemprego em Portugal

IAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Coefficiente de autocorrelação	0,912	0,769	0,613	0,461	0,330	0,220	0,123	0,015	-0,121	-0,268	-0,420
Desvio padrão	0,180	0,293	0,352	0,385	0,403	0,411	0,415	0,416	0,416	0,417	0,423
Estatística Q	28,4	49,3	63,0	71,0	75,3	77,3	77,9	77,9	78,6	82,1	91,2

Para testar a significância dos coeficientes de autocorrelação empíricos utilizámos o intervalo habitual de dois desvios padrões. Fora desta medida caem, unicamente, os dois primeiros coeficientes. Parece, assim, que estamos em presença de uma série estacionária, já que há um decaimento rápido para 0. Contudo, dada a reduzida dimensão da amostra, esta análise não será totalmente esclarecedora.

Com o intuito de conhecer melhor o comportamento da série, tentámos representá-la através de um modelo ARMA. Após algum trabalho econométrico de selecção de modelos (o critério utilizado foi a maximização da estatística \bar{R}^2) e tendo como ponto de referência as informações iniciais fornecidas pela função de autocorrelação e função de autocorrelação parcial, ajustámos o seguinte AR (2) para representar o comportamento da série:

$$U_t = 1,50162U_{t-1} - 0,503838U_{t-2} \\ (9,05) \quad (-3,02)$$

encontrando-se, entre parênteses, os rácios t . Os resultados que obtivemos foram os seguintes: $R^2 = 0,91$; estatística Q de Ljung-Box aos resíduos (nível de significância entre parênteses): $Q(12) = 7,48$ (0,679); desvio padrão da regressão = 0,741673.

Desde já ressalta o facto do modelo estimado ser praticamente não estacionário ⁽³⁾, uma vez que a soma dos coeficientes estimados está próxima de 1. Economicamente, este facto *poderá* querer dizer que estamos perante uma situação de histerese pura, ou seja, uma vez perturbada, a série não mostra tendência para voltar ao valor inicial. Contudo, mesmo que esta hipótese não seja verdadeira, parece estar claro que a taxa de desemprego em Portugal apresenta um comportamento autorregressivo muito forte (como a análise gráfica da série indica — v. figura 1), indiciando, portanto, a existência de um fenómeno de histerese parcial bem forte.

Um procedimento mais rigoroso à estacionariedade da série pode ser feito através de testes de raízes unitárias. Vamos então apresentar, muito sumariamente, os testes de raízes unitárias:

Considerem-se as seguintes regressões:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde Δy_t representa a primeira diferença da série; a_0 é uma constante; t uma tendência temporal linear; ε_t é a variável aleatória residual iid $(0, \sigma^2)$. Os termos Δy_{t-i+1} servem para captar a autocorrelação residual que, de outro modo, poderia existir e que inviabilizaria os testes de raízes unitárias Dickey-Fuller, já que estes são construídos assumindo que ε_t é iid $(0, \sigma^2)$. O teste de raiz unitária é o teste para $\gamma = 0$; se a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada temos $\gamma < 0$. A estatística de teste é o rácio t de $\gamma = 0$, contudo a distribuição não é t de *student* mas sim Dickey-Fuller, cujos valores críticos dependem da dimensão da amostra e do facto de se usar as regressões (9), (10) ou (11). As estatísticas de teste obtidas com aquelas equações serão designadas por τ , τ_μ e τ_ν , respectivamente.

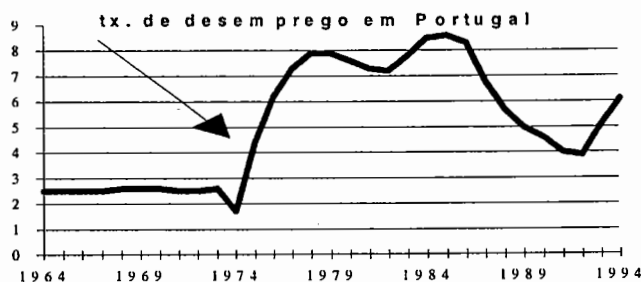
Para efectuar os testes de raízes unitárias, põe-se a questão de se usarem dados trimestrais ou dados anuais. As séries trimestrais estão disponíveis desde o segundo trimestre de 1983, enquanto para a frequência anual existem dados desde 1964. Temos, assim, mais observações na frequência trimestral

⁽³⁾ Dada a equação às diferenças de ordem 2, $y_t - a_1 y_{t-1} - a_2 y_{t-2} = 0$, a sua equação característica é dada por $\alpha^2 - a_1 \alpha - a_2 = 0$. Da resolução desta equação resultam dois valores de α (as chamadas raízes características). A condição de estabilidade da solução homogênea está dependente do valor do discriminante $[(a_1)^2 + 4a_2]$. No caso de cima, como este é positivo, a condição de estabilidade é: $a_1 + a_2 < 1$ (v., por exemplo, Enders, 1995, cap. 1).

que na frequência anual. Contudo, a potência destes testes depende mais do número de anos incluídos na amostra (*span* da amostra) do que do número de observações. Daí que, tal como é sugerido em Campbell e Perron (1991, p. 153), utilizamos dados anuais para proceder aos testes. A referida série encontra-se representada na figura seguinte.

FIGURA 1

Representação gráfica da taxa de desemprego



Dado que a série da taxa de desemprego parece ter uma média positiva (mais propriamente duas, já que há uma alteração no intercepto), mas não uma tendência temporal, optámos por fazer um teste de raiz unitária com a equação (10), ou seja, a equação com constante e sem tendência. Para «branquear» os resíduos foi necessário introduzir a variável Δy_{t-1} . A estatística de teste obtida foi $\tau_\mu = -1,83$, a que corresponde o valor crítico de $-2,97$ (para um nível de significância de 5%). Portanto, não se rejeita a hipótese nula de existência de pelo menos uma raiz unitária na representação autorregressiva da taxa de desemprego. Complementarmente, fizemos o teste de duas raízes unitárias contra uma. A estatística de teste obtida, $-2,95$, é praticamente igual ao valor crítico, $-2,96$ (5 % de significância). Em face da reduzida dimensão da amostra e da falta de potência dos testes nestes casos, alargámos a dimensão do teste e rejeitámos a hipótese nula de duas raízes unitárias.

Em Luz e Pinheiro (1994) são efectuados testes de raízes unitárias à taxa de desemprego em Portugal com dados trimestrais. A hipótese nula de raiz unitária não é estatisticamente rejeitada.

Os resultados até agora obtidos apontam para a não rejeição da hipótese de pelo menos uma raiz unitária na série anual da taxa de desemprego em Portugal. Estes resultados têm, no entanto, de ser interpretados com cautela já que os testes tem problemas de potência em amostras pequenas. A falta de potência é particularmente notória quando o processo gerador da série ronda a não estacionaridade e ou há quebras de estrutura na série (Campbell e Perron, 1991).

O ajustamento de um modelo ARMA (2,0) revelou que a série tinha um comportamento próximo da não estacionaridade. Por outro lado, a análise gráfica da série indica a existência de uma quebra de estrutura em 1975. Nessa situação os testes são enviesados para a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. É essa possibilidade que vamos investigar no ponto seguinte.

4.2 — Teste da hipótese de raiz unitária com base em testes para séries com quebras de estrutura

Com base num estudo de simulação, Perron (1989) demonstrou que os testes de raízes unitárias são enviesados para a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária quando a série em questão tem quebras de estrutura, mesmo que o processo que a representa seja estacionário em tendência determinística.

Perron (1989) aponta como possível solução para o problema das quebras de estrutura nas séries a divisão da amostra em duas partes, excluindo-se assim o período de quebra de estrutura do teste. Todavia, tal como Perron afirma, este procedimento pode não ser suficiente, já que os testes de raízes unitárias em cada uma das subamostras poderão não ter potência suficiente para rejeitar a hipótese nula (dado que a dimensão das amostras é agora mais reduzida). É neste contexto que iremos apresentar testes de raízes unitárias válidos para todo o período amostral.

Os modelos a testar têm como hipótese nula que a série $\{y_t\}_0^T$ é representada por um processo com raiz unitária. Contudo, os testes são devidamente corrigidos para permitir a ocorrência de uma quebra de estrutura num determinado período T_b , sendo que $0 < T_b < T$. A referida quebra é suposto afectar a série de forma permanente. A hipótese alternativa é de que as séries são estacionárias e sofrem uma quebra de estrutura que também tem efeitos permanentes.

Os modelos apresentados na análise subsequente assumem duas formas diferentes de transição das séries aos acontecimentos referidos. Assim, temos:

- O modelo *additive outlier* — onde a transição da série para a nova estrutura é feita de imediato.
- O modelo *innovational outlier* — onde a transição não é feita de imediato, mas de forma gradual e pode ser afectada pela especificação dinâmica da componente residual.

Dado que a análise gráfica da série da taxa de desemprego não aponta para a existência de uma tendência linear, utilizámos testes para variáveis que flutuam em torno de uma constante (média da série) ⁽⁴⁾.

Procedimentos de teste para o modelo «additive outlier»

Nesta especificação o procedimento de teste efectua-se em dois passos. No primeiro passo, retira-se a média à série de acordo com a seguinte regressão auxiliar:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \tilde{y}_t \quad (12)$$

⁽⁴⁾ A escolha da componente determinística de uma série quando se estão a efectuar testes de raízes unitárias é particularmente importante. Em caso de escolha errada, por exemplo, incluindo mais regressores que os do verdadeiro DGP (incluindo por exemplo uma tendência linear), a potência dos testes pode ser particularmente afectada (Campbell e Perron, 1991).

onde μ é uma constante e $DU_t = 1$ se $T > T_b$, e 0 nos outros períodos. No segundo passo, faz-se um teste de raiz unitária à parte residual da série, de acordo com a seguinte regressão:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + v_t \quad (13)$$

onde $\Delta \tilde{y}_t = \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$; as variáveis $\sum_{j=1}^k c_j \Delta \tilde{y}_{t-j}$ destinam-se a aproximar a componente residual representada por um ARMA(p, q) através de um AR(k). O teste de raiz unitária é o rácio t de $\alpha = 1$. Os valores críticos encontram-se em Perron (1990).

Procedimentos de teste para o modelo «innovational outlier»

Neste modelo o procedimento de teste efectua-se num único passo, através da seguinte regressão:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \delta D(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (14)$$

sendo $D(T_b) = 1$ se $T = T_b + 1$ e 0 nos outros períodos. O teste de raiz unitária é o rácio t de $\alpha = 1$. Os valores críticos são os mesmos do modelo «additive outlier».

Escolha do ponto de quebra de estrutura (T_b) e da ordem do desfasamento da primeira diferença da série (k)

O critério utilizado em Perron (1989, 1990) consiste na escolha *a priori* do ponto de quebra de estrutura. Desta forma, o acontecimento que provoca a quebra de estrutura é tratado como exógeno relativamente à série. Os valores críticos dependem da distância do ponto de quebra de estrutura para o início da amostra. Representando por T_b o ponto de quebra de estrutura, temos que as distribuições assintóticas dependem de $\lambda = T_b/T$. Os valores críticos podem ser encontrados em Perron (1990).

Relativamente à escolha de k optámos por um procedimento utilizado em Perron (1989, 1990) que consiste no seguinte: para um dado valor de T_b , k é escolhido de tal forma que o coeficiente do último *lag* das primeiras diferenças da série é significativo a um determinado nível β e os coeficientes dos *lags* de ordem superior a essa não são, tendo como ponto de partida uma determinada ordem, k_{max} , especificada *a priori*, a qual assumimos como sendo 4. Para testar a significância daqueles coeficientes utiliza-se a estatística t com uma distribuição normal assintótica, para um nível de significância de 10 % (valor crítico 1,6) (Perron, *ob. cit.*).

Segundo Perron e Vogelsang (1992), este critério é o que conduz a resultados mais favoráveis a nível da dimensão e potência para os testes.

Aplicação empírica

Antes de proceder aos testes que acabámos de apresentar vamos, inicialmente, efectuar os testes de raízes unitárias em cada uma das subamostras (1964-1975 e 1975-1994). Estimando a equação (10) no período 1975-1994, já se consegue rejeitar a hipótese nula de raiz unitária: temos $\tau_{\mu} = -4,2406$ e o valor crítico correspondente é $-3,0199$. No período 1964-1974 não é rejeitada a hipótese nula de raiz unitária ($\tau_{\mu} = -0,6054$ e o valor crítico para 5 % de nível de significância é $-3,26$). Parece, assim, estarmos em presença do problema apontado por Perron, ou seja, o procedimento de divisão da amostra em duas partes pode não ser suficiente, já que há perda de potência dos testes em cada uma das subamostras. Tentaremos averiguar desta possibilidade com a utilização de testes de raízes unitárias para séries com quebras de estrutura.

O critério de escolha do modelo para aplicar a série é a inspecção visual (Perron, 1989). Dado que não há a certeza de que o novo intercepto se estabilize ao nível de 1975, o modelo *innovational outlier* parece ser o mais adequado. Todavia, por uma questão de sensibilidade dos resultados, estimamos também o modelo *additive outlier*. Os resultados encontram-se sintetizados no quadro seguinte:

QUADRO 2

Testes de raízes unitárias para séries com quebras de estrutura: aplicação à taxa de desemprego em Portugal

Modelo innovational outlier

$\hat{\mu}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\alpha}$	$t_{\alpha=1}$	k
0,79804 (2,139)	0,707766 (1,254)	-0,09378 (-0,092)	0,76971 (6,598)	-1,974 -	1 -

Modelo additive outlier

$\hat{\mu}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$	$t_{\alpha=1}$	k
2,6250 (7,2299)	3,9961 (8,6165)	0,5559 (3,2555)	-2,6 -	3 -

Entre parênteses encontram-se os rácios t .

Como tínhamos referido, as distribuições das estatísticas de teste dependem da distância do ponto de quebra de estrutura para o início da amostra. Assim, temos que $\lambda = 12/32 = 0,375$. Na tabela 4 de Perron (1990), o valor que mais se aproxima deste é $\lambda = 0,4$, ao qual correspondem os valores críticos assintóticos de $-3,35$ e $-3,05$ para 5 % e 10 % de nível de significância, respectivamente. Como os valores críticos são maiores (*em valor absoluto*) que as estatísticas de teste e o teste é unilateral esquerdo, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Em Perron (1990) existem também valores críti-

cos para amostras finitas, contudo, estes valores são ainda maiores pelo que as conclusões não se alteram.

Em face destes resultados, a hipótese de raiz unitária na taxa de desemprego Portuguesa continua sem poder ser estatisticamente rejeitada. Economicamente é difícil conceber uma situação em que se possa verificar a histerese pura (Pereira, 1996). Este facto, aliado à baixa potência dos testes de raízes unitárias em situações em que as séries rondam a não estacionaridade [como parece ser o caso, dados os coeficientes estimados através do AR (2)], faz com que se torne necessário cruzar estes resultados com outros.

5 — Equação agregada de salários

Neste ponto iremos proceder à estimação de uma equação de salários, tendo como principal objectivo averiguar qual das possibilidades para o aumento da taxa de desemprego — histerese pura, histerese parcial ou aumento da *NAIRU* estrutural — se apresenta como mais plausível para a economia Portuguesa. A equação de salários é um teste à existência de mecanismos de histerese que actuam do lado da oferta de trabalho (v., Layard, *et. al.* 1991).

A metodologia que iremos utilizar, tipo Elmeskov (1993), permite a comparação directa das duas explicações alternativas para o aumento do desemprego, sem ter que construir uma especificação completa das determinantes dos salários. Clarificando um pouco as ideias, tal como no ponto 4, os movimentos da *NAIRU* são aproximados por uma taxa de desemprego de tendência. Esta metodologia, apesar de ser simplista, é utilizada em vários estudos empíricos entre os quais se contam o trabalho de Elmeskov (1993), Alogoskoufis e Manning (1988) e Blanchard e Summers (1986).

Na hipótese de o aumento da taxa de desemprego ser devido exclusivamente à degradação das condições microeconómicas subjacentes à determinação de uma NE, os salários só devem responder (negativamente) ao desvio da taxa de desemprego em relação a uma taxa de tendência. Por isso a equação de salários será dada por:

$$\overset{0}{W} = C + \alpha_2 U + \gamma(U - U_{TEND}) + Z \quad (15)$$

$\overset{0}{W}$ representa a taxa de crescimento dos salários; U a taxa de desemprego; ΔU é a variação da taxa de desemprego; U_{TEND} é uma taxa de desemprego de tendência; Z é um vector de outras variáveis que poderão influenciar o crescimento salarial.

A possibilidade alternativa para o aumento do desemprego consubstancia-se na existência de mecanismos de ajustamento lento no mercado de trabalho e, no limite, histerese pura. Neste último caso, os salários só devem responder à variação da taxa de desemprego (ΔU). O efeito da taxa de desemprego nos salários é apenas transitório ou de curto prazo. Estamos assim perante a situação em que o conceito da taxa de desemprego de equilíbrio deixa de ter qualquer relevância para a condução da política económica de gestão da procura.

Existindo um fenómeno de histerese parcial, continua a existir uma *NAIRU* estrutural, mas os efeitos da taxa de desemprego nos salários são maiores a curto prazo que a longo prazo. Por exemplo, se o desemprego aumentar, há um conjunto de trabalhadores que não perderão de imediato o seu *status insider*. Por outro lado, o problema da degradação do capital humano e os fenómenos de desencorajamento na procura de emprego não serão tão graves a curto prazo. Desta forma, após um aumento do desemprego, a proporção de trabalhadores que exercem uma pressão salarial efectiva é maior do que numa situação de longo prazo onde existe uma menor fracção de desempregados de curta duração. Daí que a existência de histerese parcial seja representada pela dependência dos salários do nível e da variação da taxa de desemprego (v. Layard *et al.*, 1991, cap. 1).

A equação de salários que conjuga as hipóteses de histerese parcial e histerese pura é dada por:

$$\dot{W} = C + \alpha_1 U + \beta_1 \Delta U + Z \quad (16)$$

A questão que se põe de seguida é se \dot{W} deve representar o crescimento dos salários reais ou dos salários nominais. Manning (1993) utiliza, num contexto dinâmico, a taxa de crescimento dos salários reais como variável dependente. A equação derivada por Manning resulta de uma formulação geral de fixação de salários (*wage setting*), que engloba vários modelos como casos particulares. Uma equação deste tipo tem a vantagem de trabalhar com uma variável, a taxa de crescimento dos salários reais, que é tipicamente uma variável estacionária.

Em Coe (1985) e Elmeskov (1993) existem equações de salários em que a variável dependente é a taxa de crescimento dos salários nominais. Atendendo ao facto estilizado de que as séries nominais de preços e salários comportam-se como processos integrados de ordem 2 [$I(2)$] (Luz e Pinheiro, 1994), pode-se suspeitar da não estacionaridade dessa variável. Contudo, em ambos os estudos, não é feito qualquer teste de estacionaridade aos salários e preços. A utilização destas formulações levanta imediatamente problemas de inferência, já que os métodos tradicionais (estatísticas *t* e *F*) não são válidos na presença de variáveis com estas características. É assim de toda a conveniência utilizar variáveis estacionárias para proceder à estimação da equação de salários.

A utilização da taxa de crescimento dos salários reais⁽⁵⁾, como variável dependente, neste trabalho, pode também justificar-se com base na existência de uma relação de cointegração entre salários nominais e preços (índice de preços do consumo privado). Os testes de raízes unitárias às séries anuais dos índices de salários nominais e preços não rejeitam a hipótese nula da versão logarítmica dos preços e dos salários nominais serem integradas de ordem 2. Para os salários reais não é rejeitada a hipótese da série ser $I(1)$ (v. quadro 3).

(5) Utilizando logaritmos, a taxa de crescimento de uma determinada variável *x* é dada, aproximadamente, por $\ln(X_t / X_{t-1})$.

QUADRO 3

Testes de raízes unitárias aos salários reais, salários nominais
e índice de preços no consumo privado

Variável	Estatística de teste	Valor crítico
<i>LNSNM</i>	$\tau_{\tau} = -2,77$ $k = 0$	- 3,59
<i>DLNSNM</i>	$\tau_{\mu} = -2,8795$ $k = 0$	- 2,9798
<i>D2LNSNM</i>	$\tau = 5,52$ $k = 0$	- 2,99
<i>LNSRM</i>	$\tau_{\tau} = -1,89$ $k = 0$	- 3,5867
<i>DLNSRM</i>	$\tau_{\mu} = -3,2$ $K = 0$	- 2,9798
<i>LNPC</i>	$\tau_{\tau} = -2,71$ $k = 1$	- 3,59
<i>DLNPC</i>	$\tau_{\mu} = -1,7633$ $k = 0$	- 2,9798
<i>D2LNPC</i>	$\tau = -5,8516$ $k = 0$	- 3,6027

A aplicação de cada uma das equações (9), (10) e (11) resultou da inspecção visual prévia de cada série. Os valores críticos referem-se ao nível de significância de 5 %, tendo sido obtidos directamente no programa Microfit.

Existe assim uma relação de cointegração entre *LNSNM* e *LNPC* através do vector (1, -1), justificando-se portanto a utilização de uma equação em que a taxa de crescimento dos salários reais é a variável dependente dado que esta capta a relação de longo prazo existente entre salários nominais e preços e obedece à condição de estacionaridade [I(0)] necessária para a aplicação do método dos mínimos quadrados ordinários.

Luz e Pinheiro (1994) não encontram uma relação de cointegração entre salários nominais e preços para Portugal (índice de preços no consumidor), possivelmente devido à utilização de dados trimestrais, em vez de dados anuais, como é recomendado nestes casos (Campbell e Perron, 1991).

Um outro problema subsiste. Os testes de raízes unitárias à taxa de desemprego não rejeitaram a H_0 desta série ser não estacionária. No caso desta hipótese ser verdadeira, não faz sentido estar a explicar uma variável estacionária (taxa de crescimento dos salários reais) por uma variável não estacionária — a taxa de desemprego. Contudo, na literatura mencionada, e sem referência explícita a este problema, continua-se a utilizar o método dos mínimos quadrados ordinários ou o método das variáveis instrumentais para proceder à estimação de tais equações. Porventura, está-se a admitir, implicitamente, que

a situação de histerese pura terá poucas probabilidades de ocorrência. Portanto, a taxa de desemprego terá que ser uma variável estacionária. A atestar esta hipótese estará o facto estilizado, já mencionado, que a muito longo prazo a taxa de desemprego é uma variável sem tendência (*untrended*).

Peel e Speight (1995, p. 236) afirmam que a taxa de desemprego, sendo uma variável limitada, tem que ser estacionária, pelo menos a muito longo prazo. Os resultados obtidos com a maioria dos testes de raízes unitárias (não rejeição da hipótese de raiz unitária) devem ser interpretados como um resultado de amostras pequenas.

Pelos motivos apontados anteriormente, optamos pela utilização da metodologia de Elmeskov e a utilização do método dos mínimos quadrados ordinários, ou, em caso de necessidade, do método das variáveis instrumentais.

A questão seguinte é que variáveis incluir no vector Z. Candidatos naturais, há pelo menos dois:

- 1) Medidas da produtividade do trabalho. Por exemplo, a própria produtividade do trabalho, o rácio capital trabalho ou os lucros por trabalhador. Este tipo de variáveis é, por exemplo, utilizado em Layard *et al.* (1991). Manning (1993) demonstra que este tipo de variáveis não deve ser incluído como regressor numa equação de salários estrutural. Incluindo-se estas variáveis no lote dos regressores, a equação não será identificável. Com a exclusão deste tipo de variáveis não se pretende eliminar o seu papel na explicação do crescimento dos salários reais, mas, simplesmente, referir que a forma empírica apropriada das equações de salários não deve incluir tais variáveis;
- 2) Uma variável que pretende representar a rigidez dos salários a choques de termos de troca e ou impostos, vulgarmente incluída nas equações de salários (v. por exemplo, Layard *et al.*, 1991; Darby e Wren-Lewis, 1993), é uma variável construída com base na diferença entre o salário real relevante para as empresas e o salário real relevante para os trabalhadores. Na terminologia anglo-saxónica esta diferença costuma designar-se por *wedge* (cunha).

Para as empresas o salário real relevante é o salário nominal após impostos [$w(1 + t_e)$] — ou seja, a remuneração base dos trabalhadores (w) acrescida dos impostos a que a entidade patronal está obrigada (t_e) — deflacionado por um índice de preços na produção (P_y). Para os trabalhadores o salário real relevante será o salário nominal deduzido de impostos [$w(1 - t_t)$] — nomeadamente, a remuneração base deduzida dos impostos a que os trabalhadores estão obrigados (t_t) — deflacionado por um índice de preços no consumo privado (P_c). Formalmente, a *wedge* será dada por:

$$LN \frac{w(1+t_e)}{P_y} - LN \frac{w(1-t_t)}{P_c} = LN(1+t_e) + LN \left(\frac{P_c}{P_y} \right) - LN(1-t_t) \quad (17)$$

A variação da *wedge* é dada por :

$$\Delta wedge = \Delta LN(1+t_e) + \Delta LN \left(\frac{P_c}{P_y} \right) - \Delta LN(1-t_t)$$

Como medida da taxa de imposto sobre os trabalhadores utilizamos, como *proxy*, o peso dos impostos sobre o rendimento e património no rendimento disponível (v. anexo para a definição concreta das variáveis).

Para além de alterações nos impostos que afectam trabalhadores e empregadores, os movimentos da *wedge* podem ser originados por:

- a) Diferentes movimentos dos preços implícitos no consumo público e bens de investimento relativamente aos preços no consumo privado, ou alteração do peso dessas rubricas no total da produção;
- b) Movimentos nos termos de troca e ou alterações no grau de abertura da economia. A alteração nos termos de troca será, provavelmente, o factor mais importante em pequenas economias abertas como é o caso da portuguesa. O movimento dos termos de troca será então aproximado por $\Delta \text{LN} \left(\frac{P_c}{P_y} \right)$.

Embora a longo prazo se assuma que as alterações na *wedge* são neutrais para a determinação da *NAIRU* (v., por exemplo, Layard *et al.*, 1991, p. 31), a curto prazo é provável que a degradação dos termos de troca e ou aumento dos impostos, origem reivindicações salariais insustentáveis e, consequentemente, levem um aumento da taxa de desemprego que garante a estabilidade dos preços (*NAIRU*).

A inclusão desta variável numa equação de salários para Portugal pode ser particularmente importante na explicação do crescimento dos salários, já que, durante o período da amostra (1964-1991), a economia Portuguesa esteve sujeita a dois choques petrolíferos e a políticas de desvalorização da taxa de câmbio. Interessará, assim, conhecer o efeito destes factores no crescimento dos salários e, por contrapartida, na taxa de desemprego.

Devido ao facto de nos anos de 1970 e 1975 as taxas de crescimento dos salários reais serem extremamente elevadas, incluímos nas equações duas variáveis *dummie* para representar este facto. Assim, temos que D_{70} e D_{75} assumem o valor 1 em 1970 e 1975, respectivamente, e 0 nos outros anos.

No que diz respeito à formulação da tendência determinística consideramos três hipóteses alternativas:

- 1) Assumimos que a *NAIRU* permanece constante até 1975 e a partir desta data segue uma trajectória linear, pelo que teremos:

$$\begin{aligned} U_t &= a, \text{ até 1975 (exclusive);} \\ U_t &= a + \beta_t, \text{ de 1975 até 1991;} \end{aligned}$$

- 2) Tal como na hipótese anterior, assumimos que a *NAIRU* permanece constante até 1975, data na qual se verifica um aumento discreto, não se verificando desde então mais alterações:

$$\begin{aligned} U_t &= a, \text{ até 1975;} \\ U_t &= a + a_{75}, \text{ de 1975 até 1991;} \end{aligned}$$

- 3) Cenário mais pessimista. A *NAIRU* aumentou continuamente desde 1964 de acordo com um tendência linear:

$$U_t = a + \beta_t$$

QUADRO 4

**Equação de salários para teste da hipótese de aumento da *NAIRU* estrutural.
Variável dependente *DLNSRM***

	Hipótese 1	Hipótese 2	Hipótese 3
<i>C</i>	0,06933 (2,0712)	0,07283 (4,7496)	0,07736 (2,9965)
<i>D</i> ₇₀	0,09762 (3,4121)	0,09878 (3,4454)	0,06964 (3,388)
<i>D</i> ₇₅	0,12463 (4,3754)	0,11815 (3,777)	0,12408 (4,3673)
<i>U</i>	- 0,00908 (- 1,3876)	- 0,0097 (- 3,4090)	- 0,01068 (- 2,1438)
<i>U-U</i> _{TEND}	- 0,00175 (- 0,2272)	- 0,00207 (- 0,4431)	0,0003 (0,047)
<i>Δwedge</i>	- 0,92357 (- 3,4897)	- 0,93566 (- 3,8101)	- 0,94988 (- 3,6822)
<i>R</i> ²	0,77636	0,77784	0,77584
SER	0,027257	0,027163	0,027289
Estatística <i>LM</i> (1) de Breusch-Godfrey ...	2,139 (0,144)	2,32 (0,128)	2,095 (0,148)
<i>DW</i>	1,4455	1,4206	1,4492

Entre parêntesis encontram-se os rácios *t*. No caso da estatística de Breusch-Godfrey temos o nível de significância do teste.

Como se pode constatar no quadro 4, a hipótese do aumento do desemprego ser devido ao aumento da *NAIRU* não parece aceitável (pelo menos com base nesta metodologia de teste). Em qualquer das hipóteses de alteração da *NAIRU*, o efeito do desvio da taxa de desemprego em relação à taxa de tendência, não se apresenta como estatisticamente significativo na explicação do crescimento dos salários reais, apesar do sinal do coeficiente estimado ser o esperado, com excepção da hipótese 3. Por outro lado, o nível da taxa de desemprego apresenta um efeito moderador e estatisticamente significativo, mas não muito forte, no crescimento dos salários reais, pelo menos nas hipóteses 2 e 3.

Particularmente importante na explicação do crescimento dos salários apresenta-se a variável *Δwedge*, mas sobre o significado deste resultado falaremos um pouco mais à frente.

A nossa próxima etapa é testar a hipótese do aumento da taxa de desemprego ser devido a um fenómeno de ajustamento lento (persistência), ou mesmo de histerese pura. Os resultados apresentados no quadro 5 validam, à primeira vista, a hipótese de existência de mecanismos de ajustamento no

mercado de trabalho português, uma vez que o nível e a variação da taxa de desemprego apresentam efeitos estatisticamente significativos e com o sinal esperado.

QUADRO 5

Equação de salários para testar a existência de efeitos de histerese.
Variável dependente: DLNSRM

Variável	C	D ₇₀	D ₇₅	U	ΔU	Δwedge
Coefficiente estimado	0,069725	0,099686	0,16773	-0,009562	-0,016532	-0,82418
Rácio t	(5,62)	(3,8413)	(5,0722)	(- 4,5591)	(- 2,11)	(- 3,5773)

N = 27; R² = 0,81507; SER = 0,024786; DW = 1,5552; estatística LM(1) de Breusch-Godfrey = 1,3185 (0,251); estatística Q (2) de Ljung-Box = 1,690 (0,430).

Apesar do ajustamento desta equação ser melhor do que o das anteriores e os testes acima apresentados não detectarem problemas de especificação, uma dúvida se nos levanta. É vulgar assumir-se que os salários reais e o desemprego são determinados em simultâneo (v., por exemplo, Layard *et al.*, 1991), ou seja, há uma causalidade mútua entre as duas variáveis. Nesse caso, o nível e a variação da taxa de desemprego estarão correlacionados com os resíduos da equação e as estimativas obtidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários serão inconsistentes. Em tais circunstâncias, deve-se utilizar o método das variáveis instrumentais para obter estimativas consistentes dos parâmetros da equação. A hipótese de exogenidade de U e ΔU foi testada com base no teste de Hausman (v., por exemplo, Stewart, 1991, pp. 144-45), não sendo estatisticamente rejeitada ⁽⁶⁾.

Mais uma vez, a variável Δwedge assume particular importância na explicação do crescimento dos salários. Este resultado é particularmente importante **porque na generalidade dos países do estudo de Layard *et al.* (1991), a variável Δwedge afecta, positivamente, os salários ⁽⁷⁾**. Ou seja, com aumentos dos impostos e ou degradação dos termos de troca, há um aumento da pressão salarial, e, em equilíbrio, o desemprego aumenta. No caso português, a variável que se ajusta são os salários reais. Esta forma de flexibilidade dos salários reais portugueses é concerta um factor importante na explicação do bom comportamento da taxa de desemprego portuguesa, especialmente quando a comparação é feita com outras economias europeias.

Para melhor compreender o efeito da variação dos impostos e termos de troca, dividimos Δwedge em duas parcelas:

$$\Delta \ln \left(\frac{P_c}{P_y} \right): \text{efeito termos de troca (ETT);}$$

$$\Delta \ln(1 + t_e) - \Delta \ln(1 - t_i): \text{efeito da variação dos impostos (DWF).}$$

⁽⁶⁾ O teste encontra-se efectuado em Pereira (1996, pp. 132-33).

⁽⁷⁾ Sublinhado da responsabilidade do autor.

Os resultados da estimação do modelo anterior, com a subdivisão de $\Delta wedge$, constam do quadro 6.

QUADRO 6

Equação de salários com decomposição dos efeitos de variação da *wedge*.
Variável dependente: DLNSRM

Variável	C	D_{70}	D_{75}	U	ΔU	ETT	DWF
Coefficiente estimado	0,07128	0,10619	0,18197	-,009035	-,016645	- 0,78411	-1,3623
Rácio t	(5,6037)	(3,8827)	(4,8353)	(- 4,0886)	(- 2,1085)	(- 3,3029)	(-1,9471)

$N = 27$; $R^2 = 0,82102$, $SER = 0,024986$; $DW = 1,4753$; estatística $LM(1)$ de Breusch-Godfrey = 4,16 (0,041); estatística $Q(2)$ de Ljung-Box = 2,45 (0,293).

O sinal negativo do coeficiente da variável $\Delta wedge$ aparece assim como a conjugação dos efeitos negativos dos efeitos termos de troca e da variação dos impostos.

A estimação de uma equação de salários para a economia Portuguesa revelou, no nosso entender, três aspectos fundamentais:

- 1) A variável $\Delta wedge$ mostrou-se, nesta amostra, particularmente importante na explicação do crescimento dos salários reais. Esta importância não advém só da magnitude do coeficiente estimado⁽⁸⁾, mas, também, do facto dos salários mostrarem uma flexibilidade notável a factores tidos na literatura como de *pressão* salarial: movimentos dos termos de troca e/ou impostos. Este comportamento dos salários terá concerteza evitado que o problema do desemprego Português assumisse proporções mais alarmantes;
- 2) O coeficiente estimado do nível da taxa de desemprego mostrou-se estatisticamente significativo e com o sinal esperado, na explicação do crescimento dos salários reais. Condição suficiente para rejeitar a hipótese de histerese pura apontada pelos testes de raízes unitárias;
- 3) A variação da taxa de desemprego apresenta um coeficiente estimado negativo e estatisticamente significativo. Este facto faz com que não se possa rejeitar a hipótese de existência de mecanismos de ajustamento lento no mercado de trabalho Português. Nomeadamente, mecanismos a actuar do lado da oferta de trabalho: *insiders* e ou uma menor efectividade dos *outsiders* (v., Pereira, 1996).

⁽⁸⁾ Note-se que este coeficiente mede, aproximadamente, a elasticidade da taxa de crescimento dos salários reais relativamente a $\Delta wedge$, pois ambas as variáveis estão expressas em logaritmos.

6 — Conclusão

Neste trabalho efectuámos alguns testes no sentido de detectar a existência de efeitos de histerese na taxa de desemprego em Portugal. Os resultados apontam para a existência de histerese parcial ou persistência. Isto significa que existem mecanismos que dificultam o ajustamento da economia para uma *NAIRU* de longo prazo. Por outro lado, a estimação de uma equação de salários para a economia portuguesa revelou que os salários reais são particularmente flexíveis a factores tidos na literatura como de pressão salarial: choques de termos de troca e impostos. Em nossa opinião, este resultado indicia que não houve, no período em estudo, particulares problemas de rigidez no mercado de trabalho português.

Estes resultados poderão assim apontar para uma possível redução do desemprego através de uma maior expansão da procura agregada. Porém, é também possível que os efeitos de persistência detectados tenham origem numa menor efectividade dos trabalhadores desempregados na formação de salários — devido a problemas de desencorajamento e degradação do capital humano (v. Pereira, 1996). A verificar-se esta situação, a capacidade da procura agregada para reduzir o desemprego é menor. Estudos de índole microeconómica são contudo necessários para detectar a fonte(s) precisa de persistência.

ANEXO

Variáveis, fontes e definições

As variáveis de base utilizadas neste trabalho foram as seguintes:

Salário nominal médio (SNM) = [ordenados e salários total da economia (sector privado e público)] (WT)/emprego.

Deflador do consumo privado = Pc . ano base 1977.

Deflador do PIBpm = Py . ano base 1977.

Salário real médio (SRM) = $WT/(\text{emprego} \times Pc)$.

Taxa de impostos da entidade patronal (t_e) = [contribuições sociais efectivas a cargo da entidade patronal ($CSEP$) + contribuições sociais fictícias (CSF)]/ WT .

Taxa de imposto dos trabalhadores (t_t) = [Impostos sobre o rendimento e património dos particulares ($ISRP$) + contribuições sociais dos particulares ($CSET$)]/rendimento disponível (RD).

Taxa de desemprego para Portugal = U .

Taxa de desemprego dos países da Europa comunitária, com excepção de Portugal, Espanha e Grécia = $U_{(EURO 9)}$.

Fontes: Estatísticas de emprego e desemprego: *Economie Européene* (1995); as demais séries foram obtidas em: «séries longas para a economia portuguesa», Banco de Portugal (dados fornecidos em *diskette*).

BIBLIOGRAFIA

- ALOGOSKOUFIS, George S., e MANNING, Alan (1988), «On the Persistence of Unemployment», *Economic Policy*, 7, 427-469.
- AMABLE, Bruno; HENDRY, Jérôme, LORDON, Frédéric, e TOPOL, Richard (1995), «Hysteresis Revisited: a Methodological Approach», in R. Cross ed.: *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge University Press, 153-180.
- BEAN, Charles R. (1994), «European Unemployment: a Survey», *Journal of Economic Literature*, 32, 573-619.
- BHASKARA, R. (ed.) (1994), *Cointegration for Applied Economists*, St. Martin's Press, cap. 3 e 4.
- BLANCHARD, Olivier J., e SUMMERS, Lawrence H. (1986), «Hysteresis and the European Unemployment Problem», *NBER Macroeconomics Annual*, 215-35.
- BRUNELLO, Giorgio (1990), «Hysteresis and the Japanese Unemployment Problem, a Preliminary Investigation», *Oxford Economic Papers*, 42, 483-500.
- CAMPBELL, John Y., e PERRON Pierre (1991), «Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots», *NBER Macroeconomics Annual*, 141-201.
- COE, David T. (1985), «Nominal Wages, the Nairu and Wage Flexibility», *OECD Economic Studies*, 5, 87-126.
- COMISSÃO DAS COMUNIDADES EUROPEIAS (1995), «Composition du Chômage dans une Perspective Économique», in «Rapport économique annuel», *Economie Européenne*, 59.
- CROSS, R., (ed.) (1988), *Unemployment, Hysteresis and the Natural rate hypothesis*, Blackwell.
- CROSS, R., (1995), «Is the Natural Rate Hypothesis Consistent with Hysteresis?», in R. Cross (ed.), *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge University Press, 181-200.
- DARBY, JULIA, e WREN-LEWIS (1993), «Is there a Cointegrating Vector for UK Wages», *Journal of Economic Studies*, 20, 87-115.
- ELMESKOV, Jorgen (1993), «High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and its Causes», OECD, Economics department, working paper n.º 132.
- ENDERS, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- FRANZ, W. (1990), «Hysteresis in Economic Relationships: An Overview», *Empirical Economics*, 15, 109-125.
- FRIEDMAN, M. (1968) «The Role of Monetary Policy», *American Economic Review*, 58, 1, 1-17.
- GORDON, Robert J. (1989), «Hysteresis in History: Was there ever a Phillips Curve?», *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 79, 2, 220-225.
- HARGREAVES, H. (1980), «Choosing the Wrong Natural Rate: Accelerating or Decelerating Employment and Growth?», *Economic Journal*, 90, 611-620.
- KATZNER, D. N. (1993), «Some Notes on The Role of History and The Definition of Hysteresis and Related Concepts in Economic Analysis», *Journal of Post Keynesian Economics*, 15, 323-345.
- LAYARD, Richard G., NICKELL, Stephen J., e JACKMAN, Richard A. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford, Oxford University Press.
- LINDBECK, Assar (1993), *Unemployment and Macroeconomics*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- LUZ, Sílvia, e PINHEIRO, Maximiano (1994), «Wage Rigidity and Job Mismatch in Europe: Some Evidence», working paper, 2-94, Banco de Portugal.
- MANNING, Alan (1993), «Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations», *The Economic Journal*, 103, 98-108.
- MITCHELL, W. (1993), «Testing for Unit Roots and Persistence in OECD Unemployment Rates», *Applied Economics*, 25, 1489-1501.
- NELSON, Charles, e PLOSSER, Charles (1982), «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications», *Journal of Monetary Economics*, 10, 130-162.
- PEEL, David, e SPEIGHT, Alan (1994), «Non-Linear Dependence in Unemployment, Output and Inflation: Empirical Evidence for U. K.», in R. Cross (ed.), *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge University Press, 231-255.
- PEREIRA, João (1996), *Teorias de persistência e histerese*, dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de mestre em Economia Monetária e Financeira sob a orientação do Prof. Vítor Constâncio, ISEG, Lisboa.

- PERRON, P. (1989), «The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, 57, 6, 1361-1401.
- PERRON, P. (1990), «Testing for a Unit root in a Time Series with Changing Mean», *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, 2, 153-162.
- PERRON, P. (1994), «Trend, Unit Root and Strutural Change in Macroeconomic Time Series», in BBhaskara, R. (ed.), *Cointegration for Applied Economist*, St. Martin's Press.
- PHELPS, S. Edmundo (1967), «Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time», *Economica*, 34, 254-81.
- (1972), *Inflation Policy and Unemployment Theory*, London, Mcmillan.
- (1994), *Structural Slumps*, Cambridge MA, Harvard University Press Harvard University Press.
- (1995b), «The origins and further development of the natural rate of unemployment», in R. Cross (ed.), *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge University Press, 15-31.
- STEWART, Jon (1991), *Econometrics*, Philip Allan.